

## ダウンサイドリスクフレームワークでのマネージャー構造最適化

竹原 均  
筑波大学

(受理 2001 年 9 月 17 日; 再受理 2002 年 3 月 13 日)

**和文概要** 本研究ではダウンサイドリスクモデルのもとでの新たなマネージャー構造最適化モデルを提案する。論文ではまず Waring, Whitney, Pirone, Castille により提案されたモデルでの、収益率の正規性、マネージャー間の相関構造などの仮定が、実務上は不適切であることを株式投資信託の収益率を分析することにより示す。その上で既存のモデルでの問題点を解決するために、政策ポートフォリオからのショートフォールを考慮した最適化モデルと、リスク調整をダウンサイドリスクにより行う新しいパフォーマンス評価尺度を提案する。

### 1. マネージャー構造最適化問題

現在、特に年金基金など資産総額が大規模な場合には、その運用手法としてパッシブ運用が中心的に用いられている。また投資信託においては、日経平均、TOPIX などの国内株価指数に連動するインデックス型投資信託が数多く設定されている。株式市場の効率性、採用する株価指数の妥当性の問題はここでは議論を避けるとして、パッシブ運用と、ベンチマークインデックスを用いた運用の事後的評価が、受託機関の運用評価を行う上での出発点となりつつあることについては疑う余地はない。

インデックスファンドを中心として、これにアクティブ運用、エンハンスド・インデックス、オルタナティブ投資などを組み合わせた運用を前提とするとき、(年金基金等) スポンサーが「自らの運用目標を達成するために、運用手法の異なる複数ファンドマネージャーにどのように資産を配分するのか」の決定問題は「マネージャー構造最適化問題」と呼ばれる。この問題を年金基金のケースで具体的に考えてみよう。年金基金は加入者に将来において年金を確実に給付するために、現在保有する資産、及び加入者が退職時まで支払う掛金を、生命保険会社、信託銀行、投資顧問会社等の受託金融機関から複数の機関を選択して運用を委託する。しかし特定の受託金融機関においても、投資モデル、使用する投資情報、運用コスト等のまったく異なるファンドマネージャーが存在する。したがって基金はどの受託機関の、どのマネージャーに、どのような比率で資金を配分するかを決定しなければならない。ファイナンスの標準的なテキストで解説されているポートフォリオ選択問題が、株式や債券などの「証券」を投資対象としているのとは対照的に、ここで基金サイドは「ファンドマネージャー」を選択しなければならない。

このようなマネージャー構造最適化モデルの一つで、近年実務家の注目を集めている研究として、リスクバジェットティングの考え方に基づく、Waring, Whitney, Pirone, Castille[18]のモデルがあげられる。(以降このモデルを WWPC モデルと呼ぶ。) 次節で概観するように「リスクバジェットティング」という言葉の正確な定義は存在しないし、同時に「リスク」の尺度をどのように定義するかについてもこれまでも十分な議論はなされていない。一方で

WWPCモデルでは、明らかに平均分散基準と複数の付加的条件を前提としてモデルが提案されている。Waring, Whitney, Pirone, Castille[18]が *Journal of Portfolio Management* 誌の第2回 Bernstein Fabozzi/Jacobs Levy 賞を受賞したこともあり、年金ALMにおいてこのモデルを de facto として用いようとする動きも見られるが、同モデルの性質と限界は明らかにされているとは言い難い。少なくとも本論文において説明するように、理論的にはWaring, Whitney, Pirone, Castille[18]で提案されたモデルにより決定されたマネージャー構造が、基金にとって最適であることは保証されないし、また実務上も考慮すべき大きな問題が残されている。

論文は以下のように構成される。まず2節ではリスクバジェットティングとWaring, Whitney, Pirone, Castille[18]のマネージャー構造最適化モデルについて概観し、理論上の問題点を指摘する。3節ではオープン型国内株式投資信託収益率データを分析することにより、2節で指摘した問題点が不可避、かつ深刻な問題を引き起こす可能性が否定できないことを実証的に明らかにする。4節ではダウンサイドリスクフレームワークの基での新たなマネージャー構造最適化モデルを提案し、5節では再び株式投資信託のデータを用いて、最適マネージャー構成について数値例を示す。最後に6節では結論を述べるとともに、年金基金の運用戦略策定の方向性に関して議論を行う。

## 2. リスクバジェットティングとマネージャー構造最適化

Chow, Kritzman[7]は、Value-at-Riskをリスク尺度として、効率的な資産配分の実現と、感度分析を含めたリスクに関する総合的な検証が、リスクバジェットティングであると述べている。これに対してWaring, Whitney, Pirone, Castille[18]は、アクティブリスクの配分問題としてマネージャー構造の最適化を取り扱っており、また長沢[12]ではパッシブファンドのシャープ比、アクティブファンドの情報比に注目したマネージャー構造決定方法を提示している。このようにリスクバジェットティングについての正確な定義は存在せず、リスクの計測・配分に留意した投資意思決定の枠組みと定義しておくのが妥当であろうが、ここではChow, Kritzman[7]に代表されるValue-at-Riskのもとでのリスクモニタリングに関する研究と、Waring, Whitney, Pirone, Castille[18]に代表されるアクティブリスクの管理問題に関する研究に大別して考えることにしよう。

このような分類を行った場合に、前者(Chow, Kritzman[7])と後者(Waring, Whitney, Pirone, Castille[18])では、後者の方がリスクバジェットティングの研究としてはより特殊であると言える。前者において自らのポートフォリオのValue-at-Riskをモニタリングするには、インハウス運用を行うか、あるいはマスタートラスト制度が必要とされる。したがって年金スポンサーは保有ポートフォリオに関するすべての情報を保有し、かつ意思決定の主体であることができる。一方で後者に属する研究で取り扱われた問題においては、スポンサーが入手できる情報は、投資対象ファンドの過去の実現収益率と将来の期待アクティブリターンに関するマネージャーの申告内容に限定される。また矢野[19]が指摘しているように、年金スポンサーとファンドマネージャー間に利害の不一致が発生する場合が存在する。しかし従来の資産選択問題は、限定された情報と利害不一致のもとでの投資決定は想定していなかった。このためリスクバジェットティングという新しい視点からの取組みは、我が国の企業年金基金の置かれる状況がほとんどの場合には後者であることから、非常に重要であると考えられる。

さてWaring, Whitney, Pirone, Castille[18]の手法は、複数の不可避な問題を内在させてい

るものの、年金基金が資産配分を行うための手順を明確に提示した。最初に彼らが提示した方法について説明し、その前提条件を確認しよう。

WWPCモデル[18]の核となっているのは、現在の主流であるパッシブ主体の運用体制、平均分散モデル、そしてSharpe[15]の意味での投資スタイル分析の3要素である。ここで年金基金が選択対象とするファンドマネージャーを評価するための $k$ 種類のベンチマークが設定されているとする。これらの $k$ 種類のベンチマークインデックスの期待リターンを $\mu_B \in R^k$ 、共分散行列を $V_B$ とする。

WWPCモデルでは、Sharpe[15]の投資スタイル推定の結果、ファンドリターンのうち $k$ 種類のベンチマークにより説明される部分をパッシブリターン、ベンチマークでは説明されない部分をアクティブリターンとしている。したがって、株式運用におけるアクティブリターンとはバリュー/グロスといった投資スタイルによって説明される部分が除外され、純粋にマネージャーの個別証券の選択能力(Selectivity)のみと定義されることもある。同様に株式以外のベンチマークについても細分化されたスタイルインデックス(債券であれば国債、社債、モーゲージなど)を採用することも考えられるので、この点でWWPCモデルでのアルファと実務家が通常使用するシングルベンチマークのもとでのアルファは異なるものである。

次に基金が選択の対象とするマネージャーは $n$ 人であるとする。Sharpe[15]の意味での投資スタイル分析の適用により、 $n$ 人のマネージャーについて投資スタイルの推定値が得られる。スタイル分析実施により得られた第 $i$ マネージャーの $j$ ベンチマークへの推定投資ウェイトを $x_{ij}$ として、マネージャースタイルウェイト行列を $X = [x_{ij}] \in R^{n \times k}$ で与える。また第 $i$ マネージャーのアクティブリターン期待値を $\alpha_i$ として、ベクトル $\alpha_S = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)^t \in R^n$ とし、またマネージャーのアクティブリターン間の共分散行列を $V_S$ とする。

WWPCモデルにおいて、基金は運営上の長期的な視点から $k$ 種類のベンチマークへの政策アセットミックス $h_b \in R^k$ を最初に決定しなければならない。そして政策アセットミックスを所与としたときに、もしアクティブリターンを追及するのであれば、それに応じたアクティブリスクを基金は許容しなければならない。ここでは基金は政策アセットミックス以上のリターンを追及するものとして、その際のアクティブマネージャーへの資産配分比率を $h \in R^n$ とする。またリスク回避度を $\lambda$ とする。以上の記法を用いるならば、基金の期待トータルリターン $\mu_P$ は

$$\begin{aligned} \mu_P &= (X\mu_B + \alpha_S)^t h \\ &= (\mu_B^t h_B) + (\mu_B^t (X^t h - h_B) + \alpha_S^t h) \end{aligned} \quad (1)$$

で与えられる。さらにマネージャーのアルファ( $\alpha_S$ )がベンチマークリターン、及びマネージャーのスタイルエクスポージャー( $X$ )と独立であるならば、トータルリターンの分散 $\sigma_P^2$ が、

$$\sigma_P^2 = (h_B^t V_B h_B) + ((X^t h - h_B)^t V_B (X^t h - h_B) + h^t V_S h) \quad (2)$$

となるため、平均分散基準の下で、基金の効用関数 $U$ は

$$\begin{aligned} U &= (\mu_B^t h_B) + (\mu_B^t (X^t h - h_B) + \alpha_S^t h) \\ &\quad - \lambda \left[ (h_B^t V_B h_B) + ((X^t h - h_B)^t V_B (X^t h - h_B) + h^t V_S h) \right] \\ &= \left[ (\mu_B^t h_B) - \lambda (h_B^t V_B h_B) \right] \\ &\quad + \left[ (\mu_B^t (X^t h - h_B) + \alpha_S^t h) - \lambda ((X^t h - h_B)^t V_B (X^t h - h_B) + h^t V_S h) \right] \end{aligned} \quad (3)$$

により与えられるものと仮定される。(3)式において、政策アセットミックス  $h_B$  が所与であるならば、期待効用の最大化問題はアクティブマネージャーの選択問題

$$U_A = (\mu_B^t(X^t h - h_B) + \alpha_S^t h) - \lambda_A((X^t h - h_B)^t V_B(X^t h - h_B) + h^t V_S h) \quad (4)$$

に等しいことになる。(リスクバジェットングでは通常パッシブリスクとアクティブリスクで危険回避度が異なることを認めているので、(4)式ではアクティブリスクの回避度を  $\lambda_A$  とし、(3)式の  $\lambda$  と区別している。)

このような WWPC モデルによるマネージャー選択は、従来のヒアリング等定性評価を含めた総合的なマネージャー選択と比較して、極端に単純化され、かつアロケーション決定時のあいまいさを排除することになる。(4)式において、マネージャーの能力に関する入力は期待アクティブリターン  $\alpha_S$  とアクティブリターン共分散行列  $V_S$  のみである。Waring, Whitney, Pirone, Castile[18] では、Grinold[10] と同様に、マネージャーのアクティブリターン間の相関係数が0ではないとする根拠はないとの理由から、 $V_S$  が対角行列であることを想定している。よってマネージャーに関しては、どの程度のアクティブリスクを負うことにより、どの程度のアクティブリターンが達成されるかを知ることができれば良い。

このような手順でのシステムティックな手法が提案され、この方法が普及した場合に、基金は運用受託金融機関からの必要な情報の提供を受けて、最適な政策アセットミックスとマネージャー構造を定性評価というあいまいさを排除して決定できることになる。しかしこのモデルが期待効用最大化という基準に照らし合わせて、基金にとって最適な投資決定を与えることが保証されるためには、少なくとも以下の5条件が満たされなければならないはずである。

第1の条件は平均分散基準に基づいて投資決定を行うことが可能であることである。株式に関しては個別証券からの収益率が歪みを持ち、かつ正規分布と比較してかなり裾の厚い分布となっていることが知られている。しかしここで取り扱われるのはファンドマネージャーのポートフォリオからのクロスセクショナルリターンであり、相当数の銘柄が組み合わせられることにより、ポートフォリオリターンがより正規分布に近いことも予想される。このため実際のファンドのリターンの確率分布を調べ、平均分散モデルを適用することの妥当性を検証すべきである。

第2の条件は、パッシブリターン、アクティブリターン間の共分散がゼロとなっていることである。この条件が満たされない場合には、ポートフォリオのリスクは(2)式では与えられないため、(4)式のアクティブリターンに関してのみの効用最大化問題を導くことはできない。ただし Sharpe の方法を用いる場合に、ベンチマークに対する真の感応度 ( $\beta$ ) が (0, 1) 上に存在しない場合には、アクティブリターンとパッシブリターンの間に見かけ上の相関が発生することもあるので、スタイル分析結果の解釈については注意が必要である。

第3の条件は市場に動的ポートフォリオ戦略を採用するマネージャーは存在しないことである。WWPC モデルでは個々のファンドの投資スタイルを、Sharpe[15] のスタイル分析法を用いて推定するとしているが、Sharpe のスタイル推定方法では投資スタイルは時間変化しないものと仮定している。このためファンドのアクティブリターンの源泉がマネージャーのタイミング能力に起因するとしても、これを WWPC モデルで取り扱うことはできない。(また期中にベンチマークを大幅に上回る運用実績を達成したファンドマネージャーがパッシブ運用に移行することにより高いアルファを固定する行動に出ることも WWPC モデルでは想定していない。) ただしこの条件は WWPC モデルが Sharpe のスタイル分析を前提としているた

めに必要とされるものであり、リスクに関する感度分析という意味でのリスクバジェットイングの枠組みで戦術的アセットアロケーションを議論することは可能であろう。

第4の条件は、マネージャーのアクティブリターン間の相関係数が0となることである。この条件については、前述のように0でないとする正統な理由がないという消極的な理由からWWPCモデルでは成立すると仮定されており、このためにマネージャーからの運用能力の自己申告の簡素化が測られている。ただしこの仮定については、共分散行列  $V_S$  が対角でなく密行列であっても、最適化問題(4)は成立する。またこの条件については、浅野、宇野、斉藤 [2] においても議論されており、同研究では相関の高いマネージャーをグループ化する方法が提案されている。

最後に第5の条件は、これは第一の条件とも関係することであるが、基金が最初に決定した政策アセットミックスが効率的フロンティア上の1点であることである。もしこの条件が満たされないとすれば、パッシブリスクとアクティブリスクを分離して最適化を図ることは不可能である。

これらの条件がはたして年金資産として運用されるファンドに関して成立するのかは、検証を行う上で必要となる過去のファンド収益率が公開されていないため、研究の実施そのものがわが国においては不可能であり先行研究は存在しない。そこで次節においては、収益率としてオープン投資信託の収益率を代替的に使用して、WWPCモデルの前提条件が資本市場においてどの程度成立しているかについて検証することにする。ただし株式投資信託収益率により、年金資産の収益率を代替させることの是非については議論があると思われるので、この点についてはAppendix A1で議論を行う。

### 3. マネージャー構造最適化モデルの前提条件の検証

WWPCモデルの前提条件の検証に用いる、オープン株式投資信託のデータとベンチマーク集合について説明する。

ここでファンドマネージャーの実現収益率データとして代替的に用いられたのは、オープン株式投資信託国内株式型の投資収益率である。株式投資信託とは株式への投資を行うことが約款上認められたファンドであり、国内株式型投資信託であっても、債券や短期金融資産をポートフォリオに組み入れることが可能である。今回分析対象としているのは、投資信託協会分類での一般型(協会分類11)、大型株型(分類12)、中小型株型(分類13)であるが、解約対応等の実務上の必要性から総資産の10%程度は短期金融資産で運用されていると思われる。

サンプル期間は1995年1月～1999年12月の60ヶ月間として、この期間に継続して販売されていた投資信託205種類について、ファンドの収益率を計算した。なおここで使用している投資信託の運用実績は、(株)金融データサービスが提供するものであり、このデータには各ファンドの資産総額、基準価格、分配金の月次データが含まれ、収益率は基準価格と分配金より計算された。

次に使用するベンチマーク集合であるが、株式については、ラッセル野村日本株スタイルインデックスから、大型グロース、大型バリュー、小型グロース、小型バリューの4種類、債券に関しては野村債券インデックス(総合)、短期金融資産についてはオーバーナイトコール(有担、月中平均値)を用いた。従ってベンチマーク数  $k = 6$  である。

ここで株式のベンチマークとしてスタイルインデックスを用いたことについては議論が必要であろう。我が国の企業年金における株式のベンチマークとしてはTOPIXを用いることがコンセンサスとなっており、投資スタイルに起因する超過収益は運用者のアルファ

に含めることが一般的である。しかしここでは以下に述べる2つの理由から TOPIX のベンチマークとしての使用を回避した。第1の理由は CAPM を根拠として TOPIX を市場ポートフォリオの代理変数と考えることは、日米での実証分析から既に否定されていることである。1980年代中盤以降のアセットプライシングの研究の過程では、プライシング、パフォーマンス評価ともに、研究者の間では局所平均分散効率性を意識した複数ベンチマークによる分析が主流となっている。この点では特定の投資スタイルの採用により得られた超過収益とファンドマネージャーのスキルは本来区別されるべきである。第2の理由は、今回の分析期間内においては TOPIX からの収益率は月次平均で 0.31% と大型グロース指数の 0.79% と比較して著しく低く、かつ債券の月次収益率平均 0.46% をも下回るため、TOPIX そのものは政策ポートフォリオには組み込まれないことである。もちろんここでの収益率の予測が過去5年間の収益率が将来において再現されることを前提としているのに対して、実際の運用では TOPIX 収益率の予測は、計量的、定性的分析を含めて行われるため、株式 (TOPIX) が政策ポートフォリオに組み込まれる可能性を否定することはできない。しかし本研究の目的の一つは WWPC モデルの妥当性の検証にあるため、ここではあえて株式のベンチマークとしてスタイルインデックスを採用する。

それでは最初に Sharpe[15] の2次計画法を用いたスタイル分析を 205 種類のオープン株式投資信託国内型ファンドの収益率に適用して、ファンドリターンの特徴について検証を行う。各ファンドのリターンは6種類のベンチマークインデックスリターンにより説明可能なパッシブリターンと、ベンチマークでは説明されないアクティブリターンに分解される。ファンド収益率が正規分布に従うかを確認するために、パッシブ、アクティブリターンのそれぞれについて、歪度、及び尖度を計算する。(もしファンド収益率が正規分布に従うならば、歪度は 0、尖度は 3 である。) 図 1 は結果をヒストグラムで示したものである。まずパッシブリターンに関しては、分布の歪みが大きいファンドが存在するものの、尖度の分布を見る限りは、全体として正規分布に近いが、むしろ正規分布よりも裾の若干薄い分布となっている。対照的にアクティブリターンに関しては尖度が 3 を越えるファンドが 80% を占め、裾の非常に厚い分布となっていることが明らかである。尖度の 205 ファンドでの平均がトータルリターンで 3.33、パッシブリターンで 2.78、アクティブ 4.71 であることから、トータルリターンを用いて平均分散モデルを適用するよりも、アクティブリターンだけを入力とした場合には、よりポートフォリオのリスクを過小評価する可能性が高い。

次にパッシブリターンとアクティブリターン間の相関の有無に関してであるが、分析対象の 205 ファンドについて、アクティブ、パッシブ間の相関係数は、平均が 0.033、メディアンが 0.005、最小値  $-0.034$ 、最大値 0.483 であったが、一方で両者の相関が 0.1 を超えたファンドが 29 ファンド (比率では 14%) 存在した。パッシブとアクティブ間のリターンが 0 かどうかを複数の方法を用いて検定した場合、相関が 0 であることが 10% で棄却できないファンド数は 8 ~ 17 と決して多くはない。しかし最適化の立場からすれば、最適ポートフォリオに含まれるのは投資対象ファンドの部分集合であり、全体的な傾向として相関が低いことは最適ポートフォリオにおいてもパッシブとアクティブ間の相関が低くなることを保証しない。図 2 はファンドの情報比 (information ratio: IR) と相関係数の関係を示したものであるが、IR が月次で  $-0.2 \sim 0.2$  程度のファンドでは相関が 0 に近いものが多くみられる反面、IR が 0.2 を超えるファンドでは相関が高いものが多い。このため基金がアクティブリターンを追求した場合には、IR と相関係数がともに高いファンドがポートフォリオに組み込まれる可能性が高く、もしそのような状況が起これば、WWPC モデルによるマネージャー構造決定の

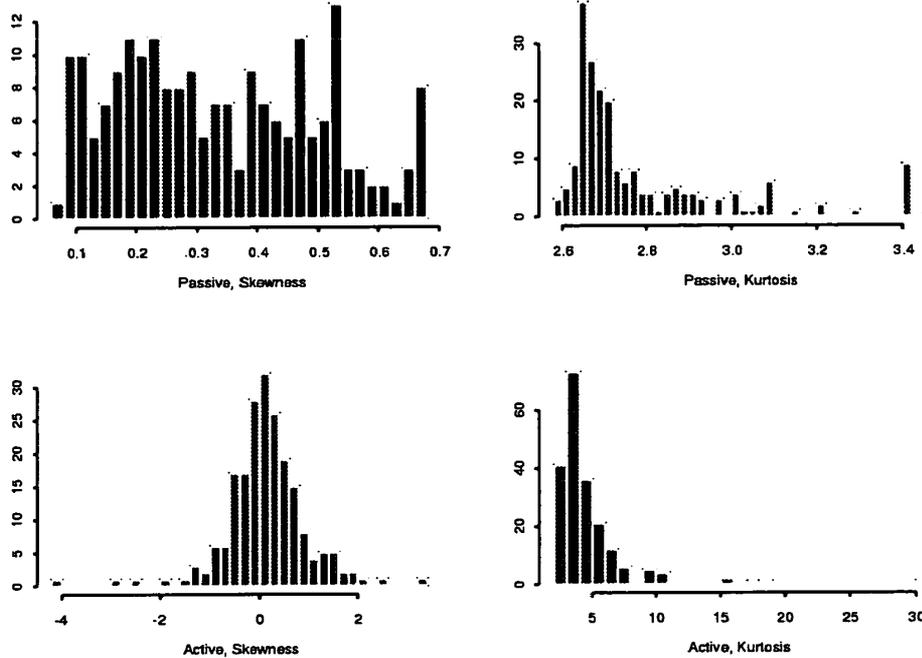


図 1: パッシブリターン、アクティブリターンの歪度、尖度の度数分布

結果が最適、あるいは最適に近い構成となることは保証されない。

動的ポートフォリオ戦略を採用するマネージャーの有無に関しては、Brown, Goetzmann, Hiraki, Otsuki, Shiraishi[5] などパフォーマンス評価の研究で用いられるスタイル分析とクラスター分析を組み合わせた方法を用いる。これはスタイル分析の出力として得られた推定スタイルウェイト行列 ( $X$ ) を非階層型クラスター分析への入力として、ファンドの分類と特徴を分析するものである。ここでは  $k$ -means 法を用いて、205 ファンドを 15 のクラスに分類した。表 1 はこの結果である。個別ファンドにおける Sharpe[15] の定義での決定係数の平均は 0.857 であり、このことは使用したベンチマーク集合により、多くのファンドではトータルリターンの大部分がベンチマークで説明されていることを示唆している。一方で、スタイル 1, 4, 12 ではこの投資スタイルに属するファンドの決定係数が他と比較して低い。特にスタイル 4 では決定係数が 0.37 と低く、これはサンプル期間内に何らかの理由によりスタイルウェイトが大きく変化した可能性がある。動的ポートフォリオ戦略の採用に関しては投資信託と年金で状況が異なるため、より詳細な分析をここで行うことは避けるが、WWPC モデルが前提とするスタイル分析の利用にも注意が必要なことをこの結果は示した。

ファンドの収益率の特性についての検証の最後として、ファンドマネージャーのアクティブリターン間の相関関係について報告する。Waring, Whitney, Pirone, Castile[18], Grinold[10] は、アクティブリターン間に相関関係が存在する正当な理由はないとして、WWPC モデルではアクティブリターンの共分散行列  $V_S$  が対角行列であることを仮定した。しかし 205 ファンド、60ヶ月のアクティブリターンから相関係数行列を計算し、その非対角要素を調べたところ、マネージャー間の相関は非常に大きく、この部分を 0 と仮定することはできないことが明らかとなった。図 3 に標本相関係数行列の非対角要素の分布を示すが、この図から分布の中

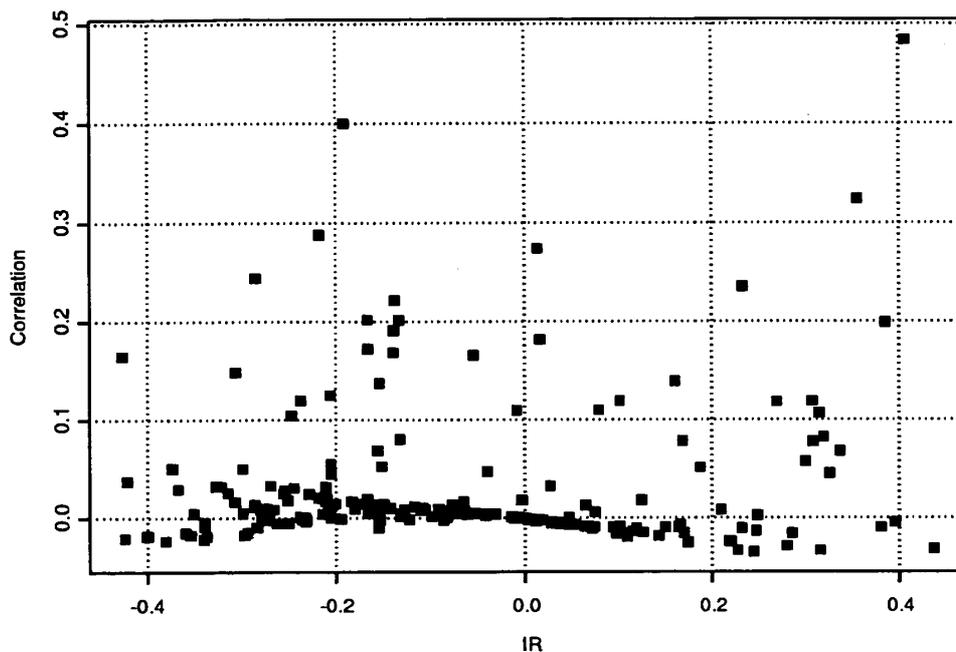


図 2: Information Ratio とパッシブ・アクティブ間の相関係数の関係

表 1: スタイル分析, クラスター分析によるファンドの分類

サンプル期間は1995年1月～1999年12月の60ヶ月。第1段階としてSharpe[15]のスタイル分析を適用, 同方法からの出力である推定スタイルウェイト行列に対して $k$ -means法を適用して, 205ファンドを12のスタイルに分類した。RN-LV, RN-LG, RN-SV, RN-SGはそれぞれラッセル野村日本株インデックスの大型バリュー, 大型グロース, 小型バリュー, 小型グロース株を表す。N-BPIは野村債券インデックス, Callはコールレート, R-sq.はSharpe[15]のスタイル分析の場合の決定係数,  $\alpha$ はアクティブリターン平均値, ファンド数は各投資スタイルに属するファンド数を表す。推定構成比率の単位はパーセント。

	RN-LV	RN-LG	RN-SV	RN-SG	N-BPI	Call	R-sq.	$\alpha$	ファンド数
S1	0.00	43.14	1.73	51.53	1.36	2.25	0.78	0.64	15
S2	44.05	36.75	8.01	5.36	0.81	5.01	0.90	-0.25	30
S3	1.04	66.17	2.68	17.65	2.92	9.55	0.88	0.08	31
S4	21.06	1.01	3.28	6.88	0.70	67.07	0.37	-0.29	3
S5	63.18	7.73	15.01	1.46	1.04	11.58	0.92	-0.26	16
S6	49.04	2.97	39.37	3.98	2.15	2.48	0.87	-0.31	12
S7	1.62	24.84	5.67	36.12	0.05	31.71	0.83	-0.04	11
S8	28.12	6.72	45.46	1.99	1.07	16.64	0.92	-0.41	14
S9	19.87	46.29	8.17	7.57	1.42	16.68	0.88	-0.15	27
S10	3.82	83.55	1.41	6.93	1.30	2.99	0.82	0.29	23
S11	4.62	0.71	90.70	0.97	2.99	0.01	0.86	-0.37	14
S12	0.00	4.81	0.00	93.83	0.25	1.11	0.72	0.96	9

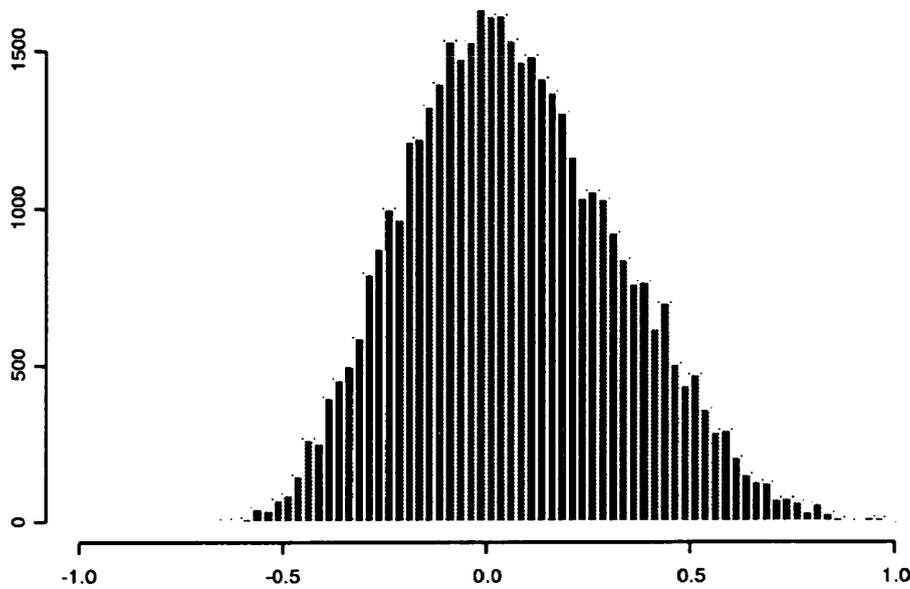


図 3: アクティブリターンの相関係数行列の非対角要素の度数分布

心がやや正の位置 (平均が 0.07, メディアンが 0.05) にあるだけでなく, かなり広範囲に相関係数が分布している. また相関係数行列を詳しく調べると, あるアセットマネジメント会社では極めて相関の高いファンドが存在した. 非対角要素の個数は  $41,820 (= 205 \times 205 - 205)$  だが, このうち相関係数が 5%水準で 0 であることが棄却されないものが 14,315 個 (34.2%) を占めた. したがってアクティブリターン間の相関を 0 とした場合には, ポートフォリオのリスクを正確に測定することは不可能である.

最後に政策アセットミックスが効率的フロンティア上に位置するかどうかを確認する. ただしベンチマーク及びファンドは実際には空売り不可能であるものとして, 空売りを禁止した状況でのポートフォリオフロンティアを比較する. また投資信託の場合には信託報酬などコストが年金と比べて高いこと, 分析対象のファンドにマネープール型ファンド, 債券投資信託が含まれていないことから, 各ベンチマークの完全なパッシブファンドが存在するものと仮定して, ファンドが張るポートフォリオフロンティアの計算にベンチマークも含めることにした. 図 4 において, 右側に位置するのが, 6 種のベンチマークのみから構成されるフロンティアポートフォリオ, 左側に位置しているのが 6 種のベンチマークと 205 ファンドが張るフロンティアポートフォリオである. この図のように, 仮にベンチマークに対する完全なパッシブファンドが存在したとしても, 政策アセットミックスが効率的なフロンティア上に位置する保証はない. WWPC モデルではアクティブリターン, アクティブリスクという新しい軸を設定して, 効率的なフロンティアを多層的に視覚化するが, そのような評価軸の多層化は厳密にはできないはずである.

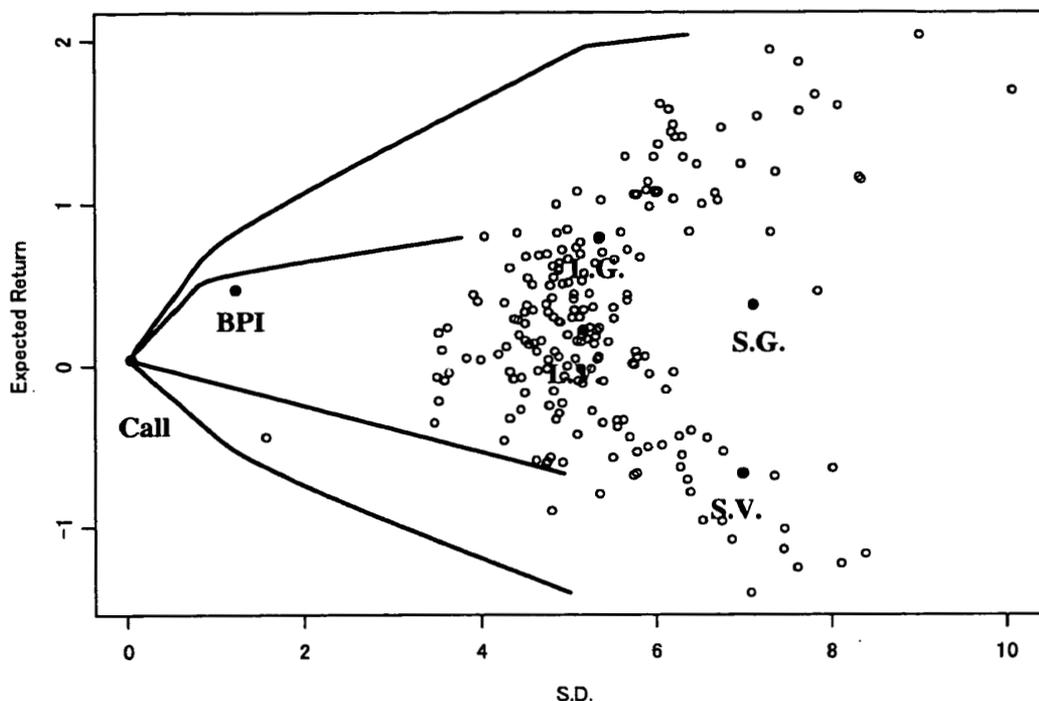


図 4: ベンチマーク集合, ベンチマーク集合+ファンドの張る効率的フロンティア

#### 4. ダウンサイドリスクモデルを前提とするマネージャー構造最適化

前節で株式投資信託収益率を使用して検証したように, WWPC モデルの前提条件は実際のファンド収益率においては成立していないか, 少なくとも深刻な問題を引き起こす可能性が否定できない. それではこれまでに確認された状況下において, 基金はマネージャー構造の最適化をどのように行えばよいのであろうか. ここでは一つの解答として, ダウンサイドリスクモデルに基づいたマネージャー構造の最適化モデルを提案する.

今回提案するモデルでも WWPC モデルと同様に政策アセットミックスは基金が決定するとの前提に立つ. しかし基金と  $n$  人のマネージャーの収益率予測が同一である保証はまったくないので, 基金が提示した政策ポートフォリオが各マネージャーの想定する効率的フロンティア上に存在することも保証されない. マネージャーは与えられた政策アセットミックスから相対的に評価されることを前提として投資行動を決定してするため, Roll[14] での Tracking Error Volatility の議論と同様に, この状況でのリスク尺度は政策アセットミックスに対して相対的に定義されるべきである.

次に投資対象としては,  $k$  種類のベンチマークインデックスに対しては十分な精度を持つパッシブファンドが存在し, 基金はパッシブファンドの政策アセットミックスでの保有をコアとして, これに  $n - k$  種類のアクティブファンドを組み合わせるものとする. したがって, 高いアクティブリターンを達成する優秀なファンドマネージャーが存在し, 基金は保有する情報を用いて, マネージャーの運用能力を把握することが可能であることを暗黙裡に仮定している. またベンチマークとファンドの収益率に関しては, これをシナリオ形式で表現できるものとする. ここでは  $s$  個の根元事象  $\omega_1, \dots, \omega_s$  がすべて等しい確率  $1/s$  で生起するものとして, 事象  $\omega_i$  が生起したときの第  $j$  ベンチマークに対応するパッシブファンドのリターンを  $r_{ij}^P$ , 事象  $\omega_i$  が生起したときの第  $j$  アクティブファンドのリターンを  $r_{ij}^A$  で表す. この記号を用いてパッシブファンドシナリオ行列を  $R^P = [r_{ij}^P] \in R^{s \times k}$ , アクティブファンドシナリ

オ行列を  $R^A = [r_{ij}^A] \in R^{s \times (n-k)}$  とする. また基金が事前に定めた政策アセットミックスを  $\tau \in R^k$ , ベンチマークに対応するパッシブファンドへの投資比率を  $x_P \in R^k$ , その他のアクティブファンドへの投資比率を  $x_A \in R^{n-k}$  と定義する.

政策アセットミックスが基金から提示され, かつ前節で明らかになったようにファンドリターンが正規分布に従わないと仮定した場合, リスク尺度として分散を考えることは適当ではない. そこで代替的なリスク尺度として, ここでは政策アセットミックスから相対的に定められるダウンサイドリスク尺度を導入する. ここで事象  $\omega_i$  が生じた時の政策アセットミックスからのリターンを  $r_i^B$ , 基金が保有するポートフォリオのリターンを  $r_i$  とする. 竹原 [17] は, Bawa[3], Bawa, Lindenberg[4], Fishurn[8] らの先行研究で提案された固定された目標収益率を所与とする下方部分積率 (lower partial moments) を, 分布の台が有限離散集合である場合について, その概念の拡張を行い, パフォーマンス評価上のベンチマークをリスク尺度に取り込むことを試みた. ここでの記法を用いるならば, ペナルティー次数 2 のダウンサイドリスク尺度は

$$\frac{1}{s} \sum_{i=1}^s (\max [r_i^B - r_i, 0])^2 \tag{5}$$

で与えられる. 以降では (5) 式で定義されたリスク量の平方根を Harlow[11] と同様に target semi-deviation (:TSD) と呼び, これをポートフォリオのリスクとする.

ここでシナリオ行列  $P = [R^P, R^A] \in R^{s \times n}$ , ポートフォリオ  $x = (x_P, x_A) \in R^n$ ,  $w = (\tau, 0) \in R^n$ , 期待リターンベクトル  $\mu = (E[r_1^B], \dots, E[r_k^B], E[r_1^A], \dots, E[r_{n-k}^A]) \in R^n$  と定義する. この記法を用いれば政策アセットミックスからのリターン  $R^P \tau = Pw$ , 基金の保有するポートフォリオからのリターン  $R^P x_P + R^A x_A = Px$  という関係が成立し, これにより期待リターン制約, 予算制約, 空売禁止条件のもとでのダウンサイドリスク最小化問題は以下の最適化問題 (6) と等価である.

$$\begin{aligned} & \text{Minimize} \quad \frac{1}{s} y^t y \\ & \text{subject to} \quad Px + y - z = Pw, \\ & \quad \quad \quad \mu^t x = \mu_p, \\ & \quad \quad \quad e^t x = 1, \\ & \quad \quad \quad y \geq 0, z \geq 0, \\ & \quad \quad \quad x \geq 0. \end{aligned} \tag{6}$$

(ただしここに  $e = (1, 1, \dots, 1)^t \in R^n$ ,  $y, z \in R^s$  である.)

このモデルを用いて, マネージャー構造の決定を行う場合に, WWPC モデルでの問題点の多くは解決されている. 第 1 にこのモデルはダウンサイドリスクをベースにしており, 収益率分布の正規性の仮定は必要ではない. 第 2 にシナリオ行列にパッシブ・アクティブリターン間の相関, アクティブリターンのマネージャー間の相関はすべて反映されているので, リスクを正確に測定することが可能である. また問題 (6) で期待リターン  $\mu_p$  を政策アセットミックスと同水準とした場合には, 自明な最適解  $x = w$  を持ちダウンサイドリスクは 0 となる. このため政策アセットミックスはダウンサイドリスクモデルのもとでの効率的フロンティア上に必ず位置し, かつそれは原点である. (つまりアクティブリスク, アクティブリターンがともにゼロとなる.) この性質によりアクティブリターン, アクティブリスク間に集中してマ

ネージャー構造を決定することが可能となっている。

次に問題 (6) を解いてマネージャー構造を最適化する場合のマネージャー評価の指標について考えてみよう。問題 (6) では、ポートフォリオリターンが政策アセットミックスのリターンを下回った場合のみ、アクティブリスクが発生したものとみなされる。つまり政策アセットミックスからのショートフォール ( $y$ ) の 2 乗の期待値をリスクと定義しているわけで、ベンチマークを考慮している点では Roll のトラッキングエラーボラティリティ [14] のダウンサイドリスク版とも考えることができる。ベンチマーク (あるいは政策アセットミックス) からのトラッキングエラーが正規分布に従う場合には、一般には情報比がマネージャーパフォーマンスの指標として用いられる。しかし問題 (6) では、トラッキングエラーではなく、ショートフォールをもとにリスク尺度を定めているため、マネージャーパフォーマンス尺度として、情報比を適用することはできない。ここではダウンサイドリスクの立場からの新たな評価尺度を準備する必要がある。

平均下方部分積率モデルに基づくパフォーマンス評価尺度としては、Sortino, Van der Meer, Platinga [16] らがアップサイドポテンシャル比 (upside potential ratio) を提案している。彼らは近年研究が進展した行動ファイナンス的立場からオランダの年金基金について分析を行い、基金の行動が平均分散基準には従っていないことを主張した。彼らの研究によれば、基金にとって好ましい運用とは、下方部分積率を一定値以下に維持しつつ、サープラスの潜在的な成長力としてのアップサイドポテンシャルを追求するものであると言う。本研究では分布の台が有限離散集合である場合に限定して、下方部分積率を拡張して、政策アセットミックスを考慮したダウンサイドリスク (5) を定義したので、同様にアップサイドポテンシャル比についても再定義する。状態数が  $s$  個の場合のアップサイドポテンシャル比は

$$\frac{\frac{1}{s} \sum_{i=1}^s (\max [r_i - r_i^B, 0])}{\sqrt{\frac{1}{s} \sum_{i=1}^s (\max [r_i^B - r_i, 0])^2}} \quad (7)$$

で与えられる。

それではこのようにリスク (TSD) とパフォーマンス尺度 (アップサイドポテンシャル比) を定義したときに、アクティブリスクは、ファンド間にどのように配分されているのだろうか。ここでは Garman [9] による Value-at-Risk の分解と同じ発想にしたがって TSD も分解可能であることを示す。

まずリスク最小化問題 (6) の最適解において、ショートフォール  $y$  が正の値をとるシナリオに対応する  $P$  の部分行列を  $P_N$ 、 $y$  の部分列を  $y_N$  とする。問題 (6) の最適性条件より、第  $i$  シナリオでのショートフォール  $y_i$  が正の値をとるとき、サープラス  $z_i = 0$  であるから、よって  $P_N x + y_N = P_N w$  が成り立つ。この関係を用いれば TSD は

$$\begin{aligned} TSD &= \sqrt{\frac{1}{s} y_N^t y_N} \\ &= \sqrt{\frac{1}{s} (P_N w - P_N x)^t (P_N w - P_N x)} \\ &= \sqrt{\frac{1}{s} (x - w)^t P_N^t P_N (x - w)} \end{aligned} \quad (8)$$

となる。ここで TSD を  $x$  で微分すると

$$\frac{dTSD}{dx} = \frac{\frac{1}{s} P_N^t P_N(x-w)}{\sqrt{\frac{1}{s} (x-w)^t P_N^t P_N(x-w)}} \quad (9)$$

となる。(9)式より

$$(x-w)^t \frac{dTSD}{dx} = \frac{\frac{1}{s} (x-w)^t P_N^t P_N(x-w)}{\sqrt{\frac{1}{s} (x-w)^t P_N^t P_N(x-w)}} = TSD \quad (10)$$

が成立しており、リスク総量である TSD は、ベクトル  $x-w$  と  $P_N^t P_N(x-w)/(TSD \times s)$  の内積に等しい。従って

$$g = P_N^t P_N(x-w)/(TSD \times s) \quad (11)$$

とすれば、

$$\begin{aligned} TSD &= \sum_{i=1}^n g_i(x_i - w_i) \\ &= \left( \sum_{i=1}^k g_i(x_i - \tau_i) \right) + \left( \sum_{i=k+1}^n g_i x_i \right) \end{aligned} \quad (12)$$

が成立し、これより  $g_i(x_i - w_i)$  は、ポートフォリオのリスクのうち第  $i$  ファンドが寄与する部分であるので、この  $g_i(x_i - w_i)$  を component TSD(CTSD) と呼ぶことにする。また (12) 式の変形が示すように、TSD は政策ポートフォリオと保有ポートフォリオのミスフィットリスク部分と、アクティブリスク部分に分解される。

以上でダウンサイドリスクのもとでのマネージャー構造最適化モデル (6)、パフォーマンス尺度 (7)、リスク分解 (12) が準備できたので、次節では再度株式投資信託収益率データを用いて、マネージャー構造を実際に決定し、提案したモデルの特性について分析を行う。

### 5. 数値例

WWPC モデルと同様に基金が政策アセットミックスを決定し、これをすべてのファンドマネージャーに提示することを前提としているので、作業の第一段階として、政策アセットミックスを決定しなければならない。2000 年末発表された公的年金の運用方針における基本ポートフォリオでの投資比率は、国内株式 11.90%、国内債券 67.24%、短期金融資産 5.00%、海外株式 7.93%、海外債券 7.93%であった。しかし 3 節の分析では海外資産を考慮しておらず、また株式については 4 種類のサブクラスへと分解しているのでこの基本ポートフォリオをそのまま使用することはできない。このためにまず国内 3 資産への投資を公的年金の基本ポートフォリオと同じ比率の (11.90:67.24:5.00) に固定する。この結果国内 3 資産への投資比率は国内株 14.14%、国内債券 79.91%、短期金融資産 5.94%となる。次に TOPIX 収益率を Sharpe のスタイル分析の結果を利用してスタイルインデックスへと分解すると、TOPIX は大型バリュー 44.31%、大型グロース 42.80%、小型バリュー 6.07%、小型グロース 6.22%から構成されると推定された。国内株式への投資比率 14.14%をこの比率でスタイルインデックスへ配分することにより、政策アセットミックス  $\tau$  を

$$\tau = (0.0635, 0.0605, 0.0086, 0.0088, 0.7991, 0.0594)^t \quad (13)$$

と決定した。この政策アセットミックスを所与として、最適化問題(6)を解いてマネージャー構造を決定する。問題(6)では6種類のベンチマークに対応する完全なパッシブファンドが存在することを仮定している。投資対象ファンドは投資信託205種類に仮想的パッシブファンド6種類を加えた211ファンドである。収益率シナリオ行列に関しては、今回提案したモデルは現実のマネージャー構造の最適化においてはモンテカルロシミュレーションと組み合わせて適用することを予定している。しかしここでの目的は、アップサイドポテンシャル比とダウンサイドリスクモデルのもとでのリスク分解について具体的な数値例を示すことにあるので、シミュレーションによって収益率シナリオ行列を生成するのではなく、過去の実現収益率により代替した。したがって状態数 $s$ はサンプル期間数の60である。(ただし別途行った計算機実験の結果から、状態数 $s = 10,000$ 、ファンド数200程度までであれば、十分に最適マネージャー構成を求めることが可能であることがわかっている。)

ここで205種類のアクティブファンドに関しては、その組み入れに制限があるものとして、特定のアクティブファンドに10%を超えて投資を行うことはできないとする。ただしベンチマークに対応する仮想的なパッシブファンドに関しては上限制約は与えない。また最適ポートフォリオの特性の比較のために、平均分散モデルも用いてアロケーションを決定することにする。これは前節で示したようにWWPCモデルは前提条件が必ずしも成立していないことから、WWPCモデルを用いるよりも、むしろ従来から使用されている平均分散モデルの方がリスクの計測という意味で適当であるとの判断に拠る。

図5は縦軸に期待リターン、横軸にTSDをとったダウンサイドリスクの意味での効率的なフロンティアである。図5で左側に位置するのがダウンサイドリスクモデルによりマネージャー構造を決定した場合の効率的フロンティア、右側に位置するのが平均分散モデルを使用した場合のリスク-リターン特性である。月次期待リターンが0.4~0.8%の範囲では、ダウンサイドリスクと平均分散モデルは大きく異なるリスク/リターン特性を持ったマネージャー構成を提示することになる。しかし月次期待リターンが0.8%以上では、アクティブリターンを積極的に追求し、よりリスク許容的になることからリスク尺度の違いがマネージャー構成に与える影響は縮小することがわかる。

次に最適化されたマネージャー構造のもとでのポートフォリオの収益率分布の特性と、パフォーマンス評価指標を示したのが表2である。ここでは期待リターンを政策アセットミックスと同水準とした場合(0.434%)の他、月次0.5,...,1.2%として、ダウンサイドリスクモデルと平均分散モデルの違いを検証した。図5からも予想されたことであるが、期待リターンが比較的低いファンドではモデル間の相違が顕著である。特に注目すべきはシャープ比とアップサイドポテンシャル比の関係で、ダウンサイドリスクモデルを用いてマネージャー構成を決定した場合には、シャープ比は低いものの、アップサイドポテンシャル比は平均分散モデルよりもかなり大きな値となっている。我が国の年金基金の運用目標と投資行動からみたアップサイドポテンシャル比による測定の妥当性、優秀とされるファンドマネージャーのアップサイドポテンシャル比の水準については、これまで研究が行われていない。しかしSortino, Van der Meer, Platinga[16]が指摘するように、こうしたマネージャー評価の指標が、年金制度に依存せず各国に共通して適用可能な枠組みであるとすれば、今回提案したダウンサイドリスクモデルによるマネージャー構造の最適化は日本の公的/企業年金の管理においても有効であるはずである。

次に表3に期待リターンが0.5%, 0.8%の場合のポートフォリオ構成比率, Component TSDを示す。ダウンサイドリスクでは政策アセットミックスからの収益率をポートフォリオ収益

表 2: 最適マネージャー構造のもとでのポートフォリオ属性と評価指標

Ave., S.D, T.S.D., Skew., Kurt., SPR, UPR はそれぞれ最適なマネージャー構成のもとでの月次収益率に関する期待値, 標準偏差, Target Semi-deviation, 歪度, 尖度, シャープ比, アップサイドポテンシャル比. P1 の期待リターンは政策ポートフォリオと同水準のためダウンサイドリスクモデルのもとでの解は政策ポートフォリオに一致する. したがってこの場合には  $TSD = 0$  となりアップサイドポテンシャル比は定義されない.

	Ave.	S.D.	T.S.D.	Skew.	Kurt.	SPR	UPR
ダウンサイドリスクモデル							
P1	0.434	1.095	0.000	-0.584	5.558	0.361	====
P2	0.500	1.136	0.014	-0.501	5.395	0.405	5.256
P3	0.600	1.220	0.064	-0.227	5.103	0.458	3.076
P4	0.700	1.331	0.147	0.381	4.358	0.494	2.308
P5	0.800	1.661	0.334	0.896	4.654	0.455	1.634
P6	0.900	2.135	0.602	1.098	4.919	0.400	1.319
P7	1.000	2.652	0.885	1.175	5.046	0.360	1.182
P8	1.100	3.205	1.173	1.202	5.075	0.329	1.122
P9	1.200	3.777	1.467	1.229	5.172	0.306	1.076
平均分散モデル							
P1	0.434	0.754	0.328	-0.116	3.966	0.522	0.600
P2	0.500	0.879	0.258	-0.118	3.963	0.522	0.808
P3	0.600	1.071	0.208	-0.120	3.960	0.522	1.280
P4	0.700	1.299	0.222	0.296	3.824	0.506	1.652
P5	0.800	1.652	0.369	0.804	4.452	0.458	1.516
P6	0.900	2.095	0.637	0.987	4.667	0.408	1.260
P7	1.000	2.588	0.919	1.037	4.710	0.369	1.141
P8	1.100	3.108	1.206	1.049	4.700	0.339	1.074
P9	1.200	3.646	1.527	0.997	4.540	0.317	1.021

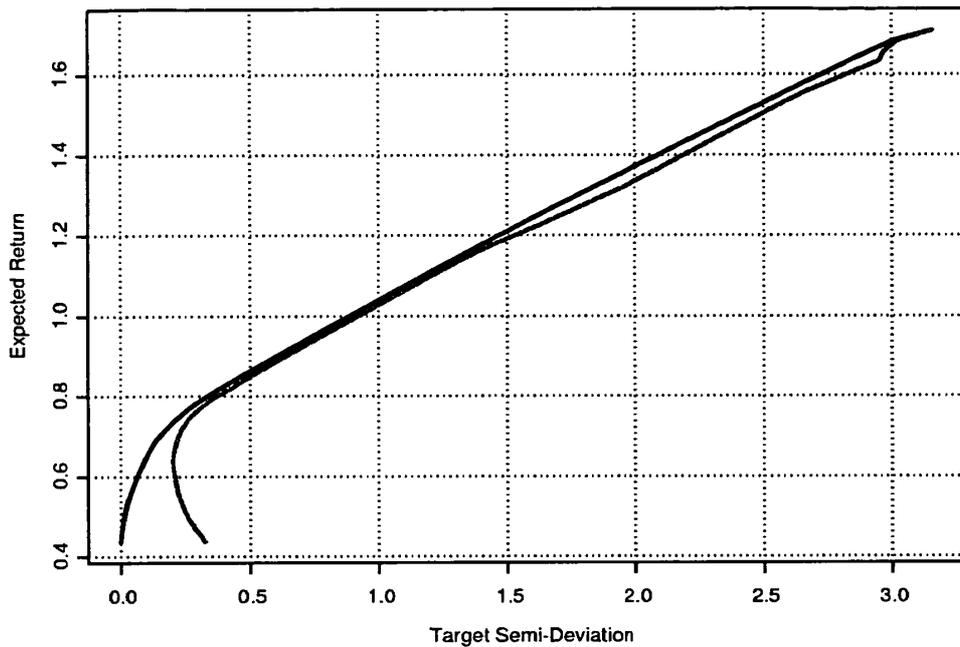


図 5: ダウンサイドリスクのもとでの効率的フロンティア

率が下回る部分をリスクと認識する. このため (12) 式からも明らかなようにパッシブベンチマークに対応するファンド ( $1, \dots, k$ ) への投資比率  $x_P$  が政策アセットミックスに一致しない場合, (11) 式で定義された係数  $g_i$  がゼロでない限り, 第  $i$  ファンドの Component TSD は非ゼロの値となる. (このことは Garman[9] による Value-at-Risk の分解においては, 第  $i$  ファンドへの投資が行われない場合には, 第  $i$  ファンドの Component Value-at-Risk が必ずゼロとなるのと対照的である.) 表 3 の Panel A ではグロース株を保有しないことにより大幅なリスクの低減が図られるが, リスクの減少分はアクティブファンド 184, 195, 197 などに転嫁されている. このようにダウンサイドリスクを用いた場合には, 政策アセットミックスからのリスクの移動をより明確に把握することが可能となっている. また Panel B の状況では, Panel A の場合よりも大幅にリスクが増大しているのだが, その大部分は上限まで組み込まれたファンド 114, 197 によるものである. ここでの 2 つの例はあくまでもスポンサーに対して提示可能なリスク量に関するレポートの一例に過ぎないが, リスク配分について平均分散モデルと同等以上の情報が提供できることを示している.

## 6. 結論と今後の課題

本研究では Waring, Whitney, Pirone, Castile[18] が提案したマネージャー構造最適化モデルの前提条件が, 少なくとも日本の資本市場においては成立していないことを, 株式投資信託収益率データを用いて実証的に明らかにした. そしてダウンサイドリスクモデルを導入することにより, マネージャー構造の決定において, WWPC モデルの直面する問題点を回避可能であることを示した.

実際の市場データからマネージャー構成の決定を行い, 今回提案したダウンサイドリスク

表 3: Target semi-deviation の分解

Component TSD は Target semi-deviation を (12) 式にしたがって分解した値. Percentage CTSD は Component TSD が TSD に占める割合.

Panel A. 期待収益率 $\mu_p = 0.005$ , $TSD = 0.0138$			
ファンド	構成比率	Component TSD	Percentage CTSD
LargeValue	0.062	0.000	-0.383
LargeGrowth	0.011	-0.009	-65.844
SmallValue	0.000	0.000	2.525
SmallGrowth	0.000	-0.003	-24.166
Nomura BPI	0.836	0.004	25.535
Call	0.013	0.001	7.326
Active 20	0.019	0.007	54.002
Active 24	0.000	0.000	0.445
Active 99	0.020	0.001	5.884
Active 101	0.009	0.001	3.847
Active 102	0.002	0.000	-0.280
Active 117	0.001	0.000	1.222
Active 140	0.000	0.000	0.618
Active 184	0.008	0.003	19.178
Active 195	0.017	0.008	58.291
Active 197	0.003	0.002	11.800

Panel B. 期待収益率 $\mu_p = 0.008$ , $TSD = 0.3337$			
ファンド	構成比率	Component TSD	Percentage CTSD
LargeValue	0.000	-0.121	-36.298
LargeGrowth	0.000	-0.135	-40.325
SmallValue	0.000	-0.021	-6.341
SmallGrowth	0.000	-0.025	-7.369
Nomura BPI	0.775	0.013	3.931
Call	0.000	0.002	0.563
Active 85	0.025	0.057	17.101
Active 114	0.100	0.270	81.034
Active 164	0.000	0.001	0.217
Active 197	0.100	0.292	87.489

モデルと平均分散モデルを比較した結果、政策ポートフォリオからのショートフォールの発生を抑えつつ、政策アセットミックスを超えるリターンを追及した運用の可能性が示唆された。またパフォーマンス評価尺度として、政策ポートフォリオが与えられた場合のアップサイドポテンシャル比を提案したが、この評価尺度によれば、ダウンサイドリスクモデルを用いて決定されたマネージャー構造は平均分散モデルを使用した場合よりも高い評価値が得られることが明らかとなった。またダウンサイドリスクを各ファンドに帰属する部分へと分解する方法を提案し、ダウンサイドリスクを使用した場合でも、これまで提案されているリスクバジェットティング手法と同様にリスクの配分状態を把握することが可能であることを示した。

公的年金、企業年金を問わず、年金資産の運用の効率化は国民すべてにとって重要な課題となっており、今後はパッシブコア戦略の妥当性を含めて、年金資産運用のあり方を検討しなければならない。その中で年金債務や政策アセットミックスから相対的にリスク尺度/パフォーマンス評価尺度を定めることについても検討が必要であり、本研究は年金資産のリスク尺度をどのように考えるかについてあらためて問題を提起するものである。

一方で、投資信託と企業年金での運用環境の相違、採用するベンチマーク、収益率予測における定性的評価といった実務上の問題については、本研究での分析はこれを十分に考慮したものとはなっていない。特にファンドマネージャーの異質性、多様性をポートフォリオ最適化問題にどのように反映させるのかは重要、かつ非常に困難な問題となることが予想される。仮にマネージャーが入手可能な情報(定性的な情報を含む)は同一であるとしても、必要な情報の選択範囲と利用方法はマネージャーにより異なるはずである。マネージャー構造最適化モデルそのものは最終的に計量的とならざるを得ない。従って、現実的なマネージャー構造最適化モデルの可能性は、最適化へ至る過程において従来から行われてきた定性的評価をどの程度織り込めるのかに依存するはずである。

このため研究の次の段階として、予測値に関する年金スポンサーの確信度、ファンドマネージャーに関する定性評価などの実務上で考慮すべき諸要素を加味して、将来の資産収益率に関するフルモンテカルロシミュレーションを行い、その結果を用いてリスクの計測を行うことが必要になると考えられる。5節での分析の目的は、本研究で提案した最適化、パフォーマンス評価、リスク分解について数値例から実用性を示すことにあり、このため予測については過去の収益率により代替させた。しかし今回提案したモデルは、過去のファンド収益率データをモンテカルロシミュレーションから生成された離散的な確率密度の近似に置き換えてもまったく同様に適用することが可能であり、計算機実験の結果ではシナリオ数が10,000程度であれば実務上も許容される時間内(数分程度)で最適なマネージャー構成を計算可能なことを既に明らかとしている。

米国では既にテールリスクを考慮したダウンサイドリスクの一種である Conditional Value-at-Risk をポートフォリオ管理に適用する試みが報告されている。日本においても、デリバティブを組み込んだ金融商品やヘッジファンドなどのオルタナティブ投資の一部の年金基金への組み入れが開始されたと言われている。従来型資産だけでなく、オルタナティブ資産への投資のリスクを管理する上では従来の平均分散モデル(あるいはそれに基づく Value-at-Risk)によるリスクバジェットティングでは不十分である。この点からもダウンサイドリスクフレームワークでのリスクバジェットティングは、近い将来において重要になると予想される。

## 参考文献

- [1] F. Anderson, H. Mausser, D. Rosen, S. Uryasev: Credit risk optimization with conditional Value-at-Risk criterion. *Mathematical Programming*, **89** (2001) 273-292.
- [2] 浅野幸弘, 宇野陽子, 斉藤定: アセット・アロケーションとマネージャー・ストラクチャー. 証券アナリストジャーナル, **39-2** (2001) 73-92.
- [3] V. S. Bawa: Optimal rules for ordering uncertain prospects. *Journal of Financial Economics*, **2** (1975) 95-121.
- [4] V. S. Bawa, E. B. Lindenberg: Capital market equilibrium in a mean lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, **5** (1977) 189-200.
- [5] S. J. Brown, W. N. Goetzmann, T. Hiraki, T. Otsuki, N. Shiraishi: The Japanese open-end fund puzzle. *Journal of Business*, **74** (2001) 59-78.
- [6] J. Cai, K. C. Chan, T. Yamada: The performance of Japanese mutual funds. *The Review of Financial Studies*, **10** (1997) 237-273.
- [7] G. Chow, M. Kritzman: Risk budgets. *Journal of Portfolio Management*, **27-2** (2001) 56-61.
- [8] P. C. Fishburn: Mean-risk analysis with risk associated with below-target returns. *American Economic Review*, **67** (1977) 116-126.
- [9] M. Garman: Taking VaR to pieces. *Risk*, **10-10** (1997) 70-71.
- [10] C. Grinold: The sponsors view of risk. Frank J. Fabozzi ed.: *Pension Fund Investment Management: A Handbook for Sponsors and Their Advisors*, Chicago, Probus Books, (1990).
- [11] V. Harlow: Asset allocation in a downside-risk framework. *Financial Analyst Journal*, **47-5** (1991) 28-40.
- [12] 長沢和哉: リスク・バジエティングによるインベストメント・ストラクチャーの構築. 年金資金運用研究センター平成12年度報告書, (2001) 123-145.
- [13] T. Rockafeller, S. Uryasev: Optimization of Conditional Value-at-Risk. *Journal of Risk*, **2** (2000) 21-41.
- [14] R. Roll: A mean/variance analysis of tracking error. *Journal of Portfolio Management*, **18-4** (1990) 13-23.
- [15] W. Sharpe: Asset allocation : Management style and performance measurement. *Journal of Portfolio Management*, **18-2** (1982) 7-19.
- [16] F. Sortino, R. van der Meer, A. Platinga: The dutch triangle. *Journal of Portfolio Management*, **26-1** (1999) 50-58.
- [17] 竹原 均: 下方リスクモデルの概要と実用上の諸問題. 証券アナリストジャーナル, **32-2** (1994) 1-12.
- [18] D. Waring, D. Whitney, J. Pirone, C. Castile: Optimizing manager structure and budgeting manager risk. *Journal of Portfolio Management*, **26-3** (2000) 90-104.
- [19] 矢野 学: リスク予算による運用リスク管理. 証券アナリストジャーナル, **39-4** (2001) 47-64.

## Appendix A1. 年金資産のアクティブリターンの特性について

3節で述べているように、我が国の年金資産運用に関しては、実現収益率データは一切公開されておらず、このために本研究では株式投資信託収益率のデータを代替的に利用した。しかし4節でのアクティブリターンの特性の分析については、1) 年金に組み込まれる株式の運用に関してはTOPIXをベンチマークとして、TOPIX 実現収益率とファンド実現収益率を実務界ではアクティブリターンとするのが一般的であること、2) 株式投資信託と年金資産ではスタイルでは最初から異なる状況にあることについて多くの方から指摘を受けた。この点について限定的ではあるが、ベンチマークとしてスタイルインデックスではなく TOPIX を使用し、かつ年金資産の収益率を使用したとしても、3節での分析と同じ問題が発生する可能性が極めて高いことを示しておく。

年金資産の収益率について、外部に公開されているデータとして、『年金情報』誌上に掲載される信託銀行合同口運用の四半期運用実績が存在する。このデータは1990年6月以降、かつ四半期データのため最大でも現在45期間までしか使用できない。さらにほとんどのファンドで部分期間のデータのみが利用可能で、かつファンド間でデータの存在期間がまったく重複しないものが多く存在する。したがってこのデータに基づく分析はデータ数、ファンドの存在期間など多くの点で統計的な分析を行う上で問題があるし、スタイル分析や下方リスクの計算を目的として用いることは不可能である。

しかし今回予備的検証として、合同口国内株式ファンドのうちデータが利用可能な134ファンドについて、各ファンドのアクティブリターンを、(ファンド実現収益率 - 配当込 TOPIX 収益率) として求め、分布の歪度、尖度、アクティブリターン間の相関係数を計測した。表4は134ファンドのアクティブリターンの歪度、尖度、相関係数行列の非対角要素の分布の要約である。

表 4: 信託銀行合同口国内株式ファンドのアクティブリターン特性の要約

	最小値	第1四分位	メディアン	平均値	第3四分位	最大値	欠損値
歪度	-3.49	-0.73	-0.13	-0.18	0.36	2.93	2
尖度	0.25	2.70	3.67	4.43	5.19	15.66	2
相関係数	-0.99	-0.15	0.14	0.12	0.41	0.99	3238

表4が示すように、合同口国内株式ファンドの場合でもアクティブリターンには歪みが存在し、かつ裾の厚い分布である可能性が高いことが明らかとなった。特にテールの厚みに関しては、実際に計測されたアクティブリターンの尖度の平均値は4.42であり、尖度が3.0を超えたファンドは全体の69%に達している。これは3節での株式投資信託についてスタイルインデックスを用いてアクティブリターンを計測した場合の、尖度の平均値4.71、3.0を超えたファンドの比率80%に非常に近い数値である。またアクティブリターン間の相関係数行列は、ファンドの生存期間が重複しないものが存在するため、ここでは相関係数行列の非対角部分(134 × 133)要素のうち、3,238要素(比率では18%)は計算不可能である。しかしここでも全般的な傾向は株式投資信託の場合と同様で、相関係数は非常に広い範囲に分布し、また相互に高い正の相関を持ったものが多い。したがってアクティブリターンが相互に無相関であると仮定して、ポートフォリオのアクティブリスクを把握することは年金資産についても妥当ではないと推測される。

竹原 均

筑波大学社会工学系

茨城県つくば市天王台 1-1-1

E-mail: [takehara@shako.sk.tsukuba.ac.jp](mailto:takehara@shako.sk.tsukuba.ac.jp)

## ABSTRACT

OPTIMIZING THE MANAGER STRUCTURE  
IN A DOWNSIDE RISK FRAMEWORK

Hitoshi Takehara  
*University of Tsukuba*

To decide the investment policy of a pension fund, a plan sponsor first conducts an asset allocation study and then he/she hires active managers to add active return to the portfolio. In order to seek active return, a plan sponsor must necessarily accept risk. But how much risk does the plan sponsor have to take, and how many managers does he/she have to hire? This problem that a plan sponsor often faced with is a manager selection problem. A lot of methods to decide the manager structure have been proposed, however, in the most cases the returns of the active funds are assumed to be normally distributed.

In this study I empirically show that the returns of actively managed funds are not normally distributed and a plan sponsor is impossible to optimize the manager structure by using the standard mean variance model. To accurately capture the risk of the funds, I use the target semi-deviation as a measure of risk. In my framework, shortfall below the return of policy asset mix is recognized as risk, and manager's active alpha is adjusted by the target semi-deviation. I also propose a method to decompose a portfolio's target semi-deviation for converting the optimal manager structure into the optimal risk allocation.